

統計授業における協同作業認識と学習行動との関連

—交差遅延モデルによる縦断的検討—¹

解良優基・浦上昌則・藤田知加子・坂中正義

南山大学人文学部心理人間学科

This study examined the relationship between beliefs in cooperation and learning behavior in the statistics class that incorporated group learning for university students. The class incorporated a flipped teaching and group learning and was conducted with 133 university students for an entire semester. Students' beliefs in cooperation were measured at three time-points: beginning (T1), the middle (T2), and the end (T3) of the class, including four types of learning behaviors (i.e., engagement during class time, experiences of teaching for peer, experiences of being taught by peers, and working on the review of learning contents) at T2 and T3. Cross-lagged panel analysis of the data indicated that the usefulness of cooperation promoted engagement during class time, experiences of being taught by peers, and working on the review of learning contents. Additionally, individual orientation inhibited the experience of being taught by peers. Lastly, inequity inhibited the experience of teaching for peers. The functions of belief in cooperation in the context of group learning are discussed in this study.

1. 問題と目的

1.1. 大学における協同的な学習

中央教育審議会答申 (2012) において主体的な学習を促す学士課程教育への転換が求められて以降、近年の大学教育ではアクティブ・ラーニングの積極的な導入が試みられている。特に、少人数のグループに分かれて行う学生同士のディスカッションや教え合いなどの他者との相互作用を伴う授業法を指す協同的な学習は、様々な形態で提案・運用されており (e.g., 大山・田口, 2013), 理論的にも実践的にも多くの研究知見が積み重ねられている (日本協同教育学会, 2019)。その背景には、他者との協同的な学習が、学習面でも社会性の面でも学習者にとってポジティブな効果をもつことが挙げられる。

他者との相互作用が、学習内容の理解を促進したり学業成績を向上させたりすることは、数多くの研究で明らかにされている (Johnson, Johnson, & Smith, 1991; 中西・長濱, 2019)。教師によって適切に構造化された協同的な学習の文脈においては、学習者は自分自身の学びのみでなく仲間の学びをも最大化するように学び合いが展開される。また、他者との協同的な学習では多くの場合に説明活動が取り入れられるため、他者と相互に説明を構築するプ

¹ The Relationships between Beliefs in Cooperation and Learning Behavior in the Statistics Class: Using a Cross-Lagged Panel Model

ロセスの中で個人の知識統合が促されることが示されている (橘・藤村, 2010)。このような他者との学びは, 新学習指導要領におけるキーワードの1つにもなっている深い学び (松下, 2015) へと導きやすいと考えられる。

さらに, 協同的な学習は, 社会性の育成といった面でも重要視されている。協同的な学習場面では, 他者の意見を聴き, 自己の考えを表現する必要が生じる。これらの経験を重ねることで, 社会的スキルや共感性の涵養の促進にも寄与すると考えられる (e.g., 中村, 2018; 梅山・撫尾, 2012)。以上より, 従来講義形式の授業が主流であった大学教育において, 他者との協同的な学習を導入することは, 大学生の学習面・社会面の2つの観点から重要なことと考えられる。

1.2. 協同作業認識尺度の開発と展開

上述のように, 他者との協同的な学習が機能した場合には多くのメリットが存在する。しかし, 教員側が協同的な学習環境を設定したとしても, こうした学習機会から得られる効果には個人差があると考えられている。先行研究ではそのような個人差変数のひとつとして, 個人が協同作業に対して抱くイメージを指す概念である協同作業認識が取り上げられてきた (長濱・安永・関田・甲原, 2009)。

長濱他 (2009) は, 大学生を対象に協同作業に関するイメージを尋ね, 得られた回答をもとにして協同作業認識尺度を開発した²。そこでは, 協同効用, 個人志向, そして互惠懸念の3つの下位因子が報告されている。まず, 協同効用とは, 他者と共に作業することへの有効性の認知を指し, 協同への肯定的な認識を示す側面である。次に, 個人志向とは, 他者との協同を回避し, 個人での作業を志向する態度を指す。最後に, 互惠懸念とは, 協同から得られる恩恵は人によって異なり, 能力の高い者は協同する必要があるとする協同への否定的な態度を指す。学習者が協同効用のように協同作業に対して肯定的な認知をしている場合, 他者との協同を通じた学びの機会に対して積極的に関与し, 結果として協同の恩恵を強く受けることが考えられる。しかし, 個人志向や互惠懸念といった認知が高い場合, 他者との協同を基盤とした授業を経験しても, 期待される学習効果は必ずしも得られないと想定されている。

長濱他 (2009) による尺度開発の後, 協同作業認識尺度はさまざまな学校段階における協同的な学習に関するアセスメントツールとしての役割を担ってきた (甲原, 2019)。根上 (2015) では, 大学生を対象に LTD 話し合い学習法 (LTD は Learning Through Discussion の略) を取り入れたプロジェクトベースの授業を行った結果, 授業初回の事前調査から授業最終回の事後調査にかけて協同効用が上昇し, 個人志向と互惠懸念が低下したことを報告している。また, 島・渡辺・伊藤 (2016) は, 中学生の数学授業において協同的な学習の基本技法と協同の価値提示を取り入れることが, 個人志向と互惠懸念を低下させることを示し

²長濱他 (2009) では, 協同を「同じ目的のために複数の個人がともに心と力を合わせ, 助け合って仕事をする」と定義したうえで, 協同作業を必ずしも学習場面に限らず広く「協同を具現化する行為に重きを置いた概念」として定義している。

た。以上のように、協同的な活動を含んだ授業を経験することで、学習者の協同作業に対する認識がポジティブな方向に変化することが複数の研究によって示されている。

1.3. 協同作業認識の機能

上で論じてきたように、協同作業認識は、主に授業を通して個人が協同の意義を認識するようになったか否かを捉えるアセスメントツールとして用いられていることが多い。協同作業認識尺度の開発とその後の利用状況について概観した甲原 (2019) も、この尺度はわが国の協同的な学習に関する研究において主要な従属変数として扱われていると述べている。その一方で、協同作業認識を独立変数とした研究、すなわち協同作業認識が協同的な学習場面においてどのように機能するのかを検討した研究は数少ない。

このような中で野崎 (2019) は、教え合いを取り入れた授業において、協同作業認識が実際の学業成績を予測するかを検討している点で貴重な研究と考えられる。野崎 (2019) は、大学生の統計の授業を対象に、1 コマの授業の中で事前テスト、教え合い、そして事後テストを行い、協同作業認識の各下位因子がテスト得点の変化に影響を及ぼすかどうかを検討した。階層線形モデル (HLM) による分析の結果、個人志向と互惠懸念が事後テスト得点に対して負の影響を及ぼすことが明らかとなった。さらに、このような影響は、グループの違いによらず一様にみられることが示された。

野崎 (2019) が指摘するように、協同作業認識の違いによって協同的な学習の成果が異なることはある種の前提として述べられているものの、実際に協同作業認識がどのような学習行動に影響するのかという点については未だ検討の余地があると考えられる。1 コマの授業内という短期間での教え合いを対象とし、従前に保持していた協同作業認識がテスト得点に及ぼす影響を検討した点で、野崎 (2019) の知見は意義深い。一方で、協同作業認識が、協同的な学習場面において長期的な学習行動とどのように関連するのかを検討することも重要な課題と考えられる。このような取り組みは、従来の研究のように協同作業認識をアセスメントツールとして扱っていくことに対する、実証的なデータに基づくエビデンスを提供することが期待できると同時に、協同作業認識という概念のもつ機能に関する新たな知見の拡張につながるだろう。

以上の議論より、本研究は、大学生を対象にした協同的な活動を取り入れた授業において、協同作業認識と学習行動との関連について検討を行うことを目的とする。この際、変数間の因果関係について検証ができるように、縦断的に調査を行い、分析には交差遅延モデルを用いる。交差遅延モデルを行うことで、協同作業認識と協同的な学習活動を取り入れた授業における学習行動との間の因果の方向性について明らかにすることが可能となる (e.g., 高比良・安藤・坂元, 2006)。これにより、協同作業認識が学習行動を促すのか、それとも逆の因果関係なのか、あるいは双方向的な因果プロセスを示すのかを検証することができる。

なお、本研究では、授業内容に関する大学生の学習行動を捉えるために、以下の4種類の学習行動を扱う。ここでの学習行動は、授業内容を習得するために学習者が授業内外で行う行動を広く指す。まず、毎回の授業にどれだけ真剣に取り組んだかを示す「授業時間中の取り組み」である。これは、授業における学生の意欲やパフォーマンスと関連する重要な変数

であると考えられる。次に、授業内容に関して「教えた経験」と「教えられた経験」がそれぞれの程度あったかについても尋ねる。これらは、協同的な学習の中核となる教え合いに従事した経験を表すものとして考えられるだろう。最後に、「復習への取り組み」である。本研究では、次節の「2. 方法」で述べるように、毎回任意で取り組むことができる復習課題を設定した。このような復習課題への取り組みは、授業外での自主的な学習行動を反映していると考えられたため、検討に加えることとする。

2. 方 法

2.1. 参加者とデータの収集手続き

参加者は、東海地方の大学1校に所属し、統計に関する基本的内容を扱う授業を受講した大学生1～4年生の計133名であった。対象とした授業は、受講生が所属する学科の1年次必修科目であり、受講生のほとんどは1年生であった。対象とした学生が所属する学科は、入学試験において数学を必須としておらず、数学や統計に対する苦手意識をもつ学生も少なくない。

参加者の所属する大学はクォーター制を導入しており、2019年9月から11月に設定されたクォーター3、同11月から2020年1月に設定されたクォーター4と2つのクォーターで連続する形で行われた2つの授業が対象となった。授業は、週に1回、計16回分（8回×2クォーター）行われた。調査は、FD (Faculty Development) の目的も兼ねて第1回（T1）、第9回（T2）、第16回（T3）の計3回の授業時に行われた。調査は匿名式で行われ、縦断データの紐づけのために誕生日の日にちと携帯電話番号の下4桁の数字の記入を求めた。なお、調査への回答は任意であることが伝えられた。3時点でのデータの紐づけができたのは、96名であった。

2.2. 授業の概要

本研究で対象とした2つの授業は、いずれも学科の必修科目として位置づけられている。記述統計から推測統計、そして Microsoft Excel を用いた簡単なデータ分析処理の実習などを内容として含んだ。授業担当者は著者ら4名であり、受講者全体を担当者の人数で割ってそれぞれが1クラスを2つのクォーターに渡って担当した。授業の内容や教材、進め方については毎回打ち合わせをし、担当者間で同一になるように配慮した。

授業は、反転学習と協同的な学習の2つを取り入れた形式で行われた。受講生にはほぼ毎回、授業終了時に次週の授業に向けた予習の課題が課された。予習の内容としては、テキストの指定箇所を中心に読み、次回の授業で扱う重要概念について概要をまとめる作業が中心であった。その他にも基本的な問題を解いたり、配布したプリントの空欄についてテキストをもとにして埋めたりすることを求める内容の課題も含まれた。なお、予習課題は毎回授業前に e-learning システム上で提出を求めた。

授業時には、協同的な学習を中心に据えた授業運営を行った。グループは4～6名で構成され、クォーター中は毎回同じメンバーで活動を行った。クォーターが変わったタイミング

では、各クラス内においてグループ替えを行った。協同的な学習を促進させるために、適宜関係性作りを目的としたアイスブレイクを導入したり、毎回の活動にあたって司会係や報告係といった役割を担わせたりするといった形での工夫を行った。

授業時の流れについて、毎回授業の冒頭で本時の到達目標を提示した。次に、受講生は予習課題に関する理解の確認・共有をグループ単位で行った。受講生は、この時間に予習課題に対する各自の理解状況を共有し、疑問点があればグループで解決するように教員から指示を受けた。その後、予習課題の内容をもとにした応用的・発展的な問題を提示した。はじめに個人思考の時間をとったあと、グループで課題に対して取り組み、教え合いができる時間をとった。最後に、問題に対する解説を教員が行い、授業は終了した。授業後には、毎回の授業内容についての復習問題を数問程度 e-learning システム上に設置し、学習者は自由に何度でも取り組めるようにした。以上の大まかな授業の流れは概ね毎回共通していたが、回によって多少のアレンジがなされた。

2.3. 調査内容

協同作業認識尺度 長濱他 (2009) によって作成された尺度を用いた。協同効用 (項目例「一人でやるよりも協同した方が良い成果を得られる」など9項目)、個人志向 (項目例「周りに気遣いしながらやるより一人でやる方が、やり甲斐がある」など6項目)、互惠懸念 (項目例「協同は仕事の出来ない人たちのためにある」など3項目) の3因子からなる。協同作業認識は、T1 から T3 の3時点すべてで測定した。計18項目であり、5件法で尋ねた。

授業時間中の取り組み 毎回の授業にどれだけ真剣に取り組んだかを尋ねた。「授業時間中の取り組みについて」という一文に続けて、「1. 毎回真剣に取り組んだ」「2. ほとんどは真剣に取り組んだ」「3. たまに真剣に取り組んだ」「4. 毎回あまり真剣に取り組まなかった」という4つの選択肢の中から1つを選択させた。得点化にあたっては、逆転項目処理を行い「1. 毎回真剣に取り組んだ」が4点を示すようにした。本項目は、T2 と T3 の2時点で測定した。

教え合いの経験 授業の中で友人に学習内容について教えた経験と教えられた経験の頻度を尋ねた。教えられた経験については、「友人との教え合いについて」という一文に続けて、「1. かなり友人に教えてもらった」「2. 多少は友人に教えてもらった」「3. 少しだけ友人に教えてもらった」「4. 友人に教えてもらったことはない」という4つの選択肢の中から1つを選択させた。同様に教えた経験についても、「友人との教え合いについて」という一文に続けて、「1. かなり友人に教えた」「2. 多少は友人に教えた」「3. 少しだけ友人に教えた」「4. 友人に教えてはいない」という4つの選択肢の中から1つを選択させた。得点化にあたっては、逆転項目処理を行い「1.かなり友人に教えてもらった / 教えた」が4点を示すようにした。本項目は、T2 と T3 の2時点で測定した。

復習への取り組み e-learning システム上で任意で取り組むことのできる復習課題への取り組みの頻度について尋ねた。「復習について」という一文に続けて、「1. 毎回やった」「2. ほとんどはやった」「3. たまにやった」「4. やらなかった」という4つの選択肢の中から1つを選択させた。得点化にあたっては、逆転項目処理を行い「1. 毎回やった」が4点を示

すようにした。本項目は、T2 と T3 の 2 時点で測定した。

各時点で質問紙のフェイスシートには「今現在のあなたの考えを答えてください」という旨を説明として明記した。なお、その他の項目も尋ねたが、本研究の目的とは沿わないためここでは省略した。

3. 結 果

以降の分析は、全てオープンソースの統計ソフトウェアである R 3.6.3 を用いて行った。

3.1. 本研究で扱った変数の平均値の推移

本研究で測定した変数の記述統計量を Table 1 に示した。互惠懸念は一部 α 係数の低い数値がみられたものの ($\alpha = .67 \sim .77$)、項目数の少なさも考慮して許容できる範囲と判断した。次に、各変数の平均値の推移を検討するために、協同作業認識については時期を独立変数とした 1 要因 3 水準の被験者内分散分析を行った。T2 と T3 の 2 時点で測定したその他の変数については、時期を独立変数とした対応のある t 検定を実施した。

Table1 各変数の記述統計量

	T1			T2			T3		
	<i>Mean</i>	<i>SD</i>	α	<i>Mean</i>	<i>SD</i>	α	<i>Mean</i>	<i>SD</i>	α
協同効用	3.79	0.54	.77	3.97	0.58	.83	4.01	0.53	.81
個人志向	3.28	0.65	.71	2.98	0.71	.76	2.99	0.70	.74
互惠懸念	2.03	0.74	.68	2.02	0.79	.67	2.16	0.81	.77
授業時間中の取り組み	—	—	—	3.73	0.55	—	3.51	0.58	—
教えられた経験	—	—	—	2.90	0.94	—	3.02	0.83	—
教えた経験	—	—	—	2.52	0.80	—	2.52	0.75	—
復習への取り組み	—	—	—	2.54	0.95	—	2.11	0.78	—

その結果、協同効用、個人志向、互惠懸念のいずれも時期の主効果が有意であった ($F(2, 188) = 14.84 p < .001$; $F(2, 190) = 23.44 p < .001$; $F(2, 188) = 3.86 p < .05$)。協同効用について多重比較 (Shaffer 法) を行った結果、T2 と T3 はそれぞれ T1 よりも有意に協同効用の平均値が高く ($t(94) = 5.03 p < .001$; $t(94) = 4.59 p < .001$)、T2 と T3 の間には有意な差はみられなかった ($t(94) = 0.03 n.s.$)。次に、個人志向について多重比較 (Shaffer 法) を行った結果、T2 と T3 はそれぞれ T1 よりも有意に個人志向の平均値が低く ($t(95) = 6.09 p < .001$; $t(95) = 5.56 p < .001$)、T2 と T3 の間には有意な差はみられなかった ($t(95) = 0.44 n.s.$)。最後に、互惠懸念について多重比較 (Shaffer 法) を行った結果、いずれの時期の間でも有意な差はみられなかった ($ts(94) = 0.54 \sim 2.42 n.s.$)。以上より、協同効用と個人志向はそれぞれ T1 から T2 にかけてポジティブな方向に有意に変化したものの、T2 から T3 にかけては有意な変化はみられなかった。また、互惠懸念については 3 つの時点でわたって有意な変化がみられなかった。

4つの学習行動（授業時間中の取り組み、教えられた経験、教えた経験、そして復習への取り組み）について対応のある t 検定を行った結果、授業時間中の取り組みと復習への取り組みについては T2 から T3 にかけて有意に得点の低下がみられた ($t(101) = 3.23, p < .01$; $t(100) = 4.47, p < .001$)。一方で、教えられた経験、教えた経験については有意な差がみられなかった ($t(101) = 1.57, n.s.$; $t(101) = 0.25, n.s.$)。

3.2. 協同作業認識と学習行動との関連

次に、協同作業認識と、4種類の学習行動の因果関係について調べるために、それぞれ T2 と T3 の2時点で測定されたデータを用いて交差遅延モデルから検討する。まず、本分析で扱う変数間の相関係数を同じく Table 2 に示した。なお、本研究における学習行動の指標は、4件法と選択肢の数が少なかった。そこで、協同作業認識同士の相関係数はピアソンの相関係数で、学習行動同士の相関係数をポリコリック相関係数で、そして、協同作業認識と学習行動との間の相関係数はポリシリアル相関係数によって算出し、Table 2 の相関行列を作成した。上記の相関係数の算出においては、correlation パッケージ（バージョン：0.4.0）を用いた。

Table 2 変数間の相関係数

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1 協同効用 (T2)	—												
2 協同効用 (T3)	.66 ***	—											
3 個人志向 (T2)	-.46 ***	-.38 ***	—										
4 個人志向 (T3)	-.45 ***	-.48 ***	.68 ***	—									
5 互惠懸念 (T2)	-.35 ***	-.17	.22 *	.27 *	—								
6 互惠懸念 (T3)	-.33 ***	-.39 ***	.31 ***	.38 ***	.62 ***	—							
7 授業時間中の取り組み (T2)	.13	.19	-.06	.00	.00	-.14	—						
8 授業時間中の取り組み (T3)	.27 **	.15	-.10	-.11	-.13	-.12	.60 ***	—					
9 教えた経験 (T2)	.08	.02	-.01	.07	-.07	-.02	.11	.29 **	—				
10 教えた経験 (T3)	.15	.10	-.05	-.07	-.26 **	-.19 *	.08	.18	.56 ***	—			
11 教えられた経験 (T2)	.23 *	.16	-.34 ***	-.30 **	.16	.04	-.08	.05	.07	-.24 *	—		
12 教えられた経験 (T3)	.31 **	.29 **	-.37 ***	-.29 **	.12	-.01	-.01	.00	-.07	.02	.53 ***	—	
13 復習への取り組み (T2)	.11	.12	.05	.08	-.05	.01	.11	.25 *	.37 ***	.24 *	-.08	-.17	—
14 復習への取り組み (T3)	.25 *	.09	-.06	.02	-.09	-.10	.25 *	.40 ***	.05	.15	-.06	-.20 *	.36 ***

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

次に、Table 2 の相関行列をもとにして、SEM を用いた交差遅延モデルを実施した。なお、協同作業認識については、項目の合成変数からなる観測変数として用いた。Figure 1 のモデルに従い、協同作業認識別にそれぞれの学習行動との関連について検討した結果を Table 3 ～5 に示した。分析の結果、協同効用の認知は、授業時間中の取り組み ($\beta = .20, p < .05$)、教えられた経験 ($\beta = .20, p < .05$)、そして復習課題への取り組み ($\beta = .21, p < .05$) に促進的な影響があることが示された。さらに、個人志向は教えられた経験に対して ($\beta = -.22, p < .01$)、互惠懸念は教えた経験に対して抑制的な効果をもつことが示された ($\beta = -.22, p < .01$)。

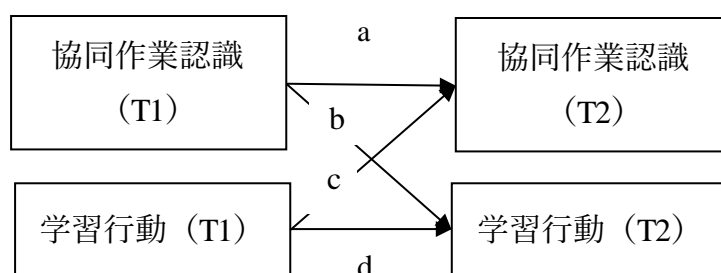


Figure 1. 協同作業認識と学習行動の交差遅延モデル

Table 3 協同効用についての交差遅延モデルによるパス係数の値（標準化係数）

	学習行動			
	授業時間中の 取り組み	教えた経験	教えられた経験	復習課題への 取り組み
パスa	.65 ***	.66 ***	.66 ***	.66 ***
パスb	.20 *	.11	.20 *	.21 *
パスc	.11	-.03	.01	.05
パスd	.58 ***	.55 ***	.48 ***	.34 **

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

Table 4 個人志向についての交差遅延モデルによるパス係数の値（標準化係数）

	学習行動			
	授業時間中の 取り組み	教えた経験	教えられた経験	復習課題への 取り組み
パスa	.68 ***	.68 ***	.65 ***	.68 ***
パスb	-.06	-.04	-.22 *	-.08
パスc	.04	.08	-.08	.05
パスd	.60 ***	.56 ***	.46 ***	.36 ***

* $p < .05$, *** $p < .001$

Table 5 互恵懸念についての交差遅延モデルによるパス係数の値（標準化係数）

	学習行動			
	授業時間中の 取り組み	教えた経験	教えられた経験	復習課題への 取り組み
パスa	.62 ***	.62 ***	.63 ***	.62 ***
パスb	-.13	-.22 **	.04	-.07
パスc	-.14	.02	-.06	.04
パスd	.60 ***	.54 ***	.52 ***	.36 ***

** $p < .01$, *** $p < .001$

4. 考 察

4.1. 協同作業認識と学習行動の平均値の推移

本研究は、これまで主に協同学習のアセスメントツールとして用いられてきた協同作業認識について、実際の協同的な学習場面において学習行動とどのような関連があるのかを縦断データを用いて検討することを目的とした。学習行動としては、授業時間中の取り組み、教えられた経験、教えた経験、そして復習課題への取り組みの4種類を設定した。

はじめに、各変数の平均値の推移をみると、協同効用と個人志向についてはT1からT2にかけてはポジティブな方向に有意な変化がみられたものの、T2からT3にかけては有意な変化はみられなかった。また、互恵懸念については3つの時点にわたって有意な変化がみられなかった。学習行動については、教えた経験、教えられた経験については変化がみられず、授業時間中の取り組みと復習への取り組みについては有意に得点の低下がみられた。T1からT2にかけて協同効用が向上して個人志向が低下した点については、協同学習を取り入れた先行研究(e.g., 長濱他, 2009; 根上, 2015)と類似した傾向である。本研究では対照群がなかったため、上記の変化をもとに授業の効果について論じることは慎重になる必要があるものの、その間グループでの学びを通して、多くのメンバーが協同の意義に触れることができたことが可能性として考えられる。ただし、次節で論じるように本研究の交差遅延モデルの結果からは、本研究で測定した4種類の学習行動から協同作業認識への影響が一貫してみられなかった。したがって、協同作業認識の得点の変化が仮に協同的な学習を通じた結果だったとしても、それは本研究で測定した学習行動の指標とは異なる指標が影響している可能性が考えられる。

T2からT3にかけて協同作業認識に変化がみられず、学習行動の得点が低下した背景には、その間に学習内容の難易度が上がったことが考えられる。本授業では、T1からT2にかけての授業期間前半は記述統計や標準化、Microsoft Excelを使った実習など、高校での既習範囲も一部含めながら基本的事項を扱っていた。しかし、後半以降は多くの学習者にとって初めて触れる区間推定や統計的仮説検定の考え方、そして t 検定と推測統計の内容へと進んだ。このような学習内容の難易度の向上が、学習者の動機づけを低めたため、協同作業認識

自体は減衰することがなかったものの、グループ学習中の行動には影響を及ぼした可能性が考えられる。あるいは、グループ学習のみならず反転学習の要素も組み入れた本授業の進め方が学習者にとっては比較的新鮮であり、前半から中盤にかけてはそのような新奇性にも影響を受けて授業に積極的に取り組んでいたものの、後半にいくにつれてそのような新奇性が薄れていったことも可能性として推測できる。

4.2. 協同作業認識と学習行動の因果関係

協同作業認識と 4 種類の学習行動との因果関係を調べるために、交差遅延モデルから検討を行った。その結果、協同効用の認知は授業時間中の取り組み、教えられた経験、そして復習課題への取り組みに有意な正の影響がみられた。協同学習に限らず、学習活動に対してポジティブな価値を見出しているとき、学習者は活動に対してより積極的に取り組むという現象は課題価値概念 (e.g., Eccles & Wigfield, 2020) を中心に多くの動機づけ研究で明らかにされている。協同に対してポジティブな機能を見出しているとき、協同的な学習を軸に据えた授業に対してより真剣に取り組むという結果については、このような知見からも解釈できるだろう。

また、協同効用の認知が高い学習者は、授業内容についてわからないことがあった際に積極的に友人から教わろうとする可能性が示された。学業的援助要請に関する研究では、援助要請を促進・抑制する近接要因として、援助要請を行うことの利益に注目することの必要性が指摘されている。例えば、Ryan & Pintrich (1997) では、学習内容への習熟を目指す熟達目標が適応的な学業的援助要請行動に及ぼす影響について、援助要請の利益 (benefits) の認知が媒介していることを示している。他者と協同することの効用を高く認識している者の中には、このように他者と学ぶ中で自分の疑問点や理解できていない箇所を解決することができると捉えている者が含まれると推測できる。

さらに、協同効用の認知は、復習課題への取り組みにも影響することが明らかになった。本授業において、復習課題については教員から適宜取り組むように声かけを行ってはいったものの、実際の取り組みについては学習者の任意であった。協同効用の認知がこのような復習課題への取り組みを促進していたことから、協同の機能に対するポジティブな認知は授業中の活動のみでなく、授業外の個人での学習活動をも促すことが示唆される。本研究で対象とした統計科目は、毎回の授業内容がその後の学習内容の土台となる形で関連する。そのため、次回以降の授業中のグループ活動をより良いものにしようという意識が、学習内容の理解の定着につながる行動を促すのかもしれない。あるいは、上述のように協同効用は援助要請を促すことから、他者から教えてもらった内容について学習者は理解を定着させようとしていた可能性もある。授業外学習の重要性が指摘される中で (篠ヶ谷, 2016)、協同効用がこのように協同的な学習の土台となる授業外学習を促進させる機能がある可能性を示すことができた点は、教育実践上重要なものと考えられる。

次に、個人志向は教えられた経験を、互惠懸念は教えた経験を抑制することが示された。個人志向の高い学習者は、仲間との協同を回避し、一人での作業を志向する (長濱他, 2009)。このような傾向から、他者に教えるを請おうとするよりも自分で問題解決しようと試みるこ

とが多いことが推測される。また、互惠懸念の高い学習者は、協同によって得られる恩恵が人によって異なると捉えている (長濱他, 2009)。具体的には、「優秀な人たちがわざわざ協同する必要はない」といった項目に表現されるように、協同は主に学習の苦手な者にとって必要なものであり、学習内容について理解できている者にとっては不要なものであると捉えていることが考えられる。そのため、自分が学習内容について理解できている場合でも、他者に教えるという行動にはつながりにくいのだと解釈できる。なお、個人志向と互惠懸念については、本研究と同じく統計の授業を対象にした野崎 (2019) の研究においても授業後の事後テストの得点に対してネガティブな影響を及ぼすことが示されている。野崎 (2019) において従属変数はテスト得点のみであり、具体的なグループ内での相互作用は不明であったが、本研究の結果からこれらの2つの信念は、教え合いの中でもそれぞれ異なる側面に影響することで協同的な学習を抑制する可能性が示されたといえる。

最後に、本研究の交差遅延モデルの分析結果からは、協同作業認識と学習行動との因果関係について、一貫して協同作業認識が学習行動に影響するという方向での影響過程が示された。このような結果は、協同学習を取り入れた授業においては協同作業認識がポジティブな方向に変化するという先行研究の知見 (e.g., 長濱他, 2009; 根上, 2015) とは相容れないようにも見える。なぜなら、上記のような研究では、協同学習を取り入れた授業に真剣に取り組んだり、教え合いの学習経験を積み重ねたりする中で協同作業認識がポジティブな方向に変化するというプロセスを通常想定していると考えられるためである。この点について、本研究で対象とした授業では、必ずしも協同の技法やその背後にある協同の精神・原理 (Johnson, Johnson, & Holubec, 2002 石田・梅原訳 2010) などについての説明を十分にしていなかったことが原因のひとつとして考えられるかもしれない。例えば、長濱他 (2009) で対象とした授業では、授業の科目内容についての学習に加え、このような協同に関する学習内容を含んでいた。本研究では、方法で記述したようにいくつか学習者の協同を促す工夫を取り入れていたものの、学習内容としては基本的に前者のような心理統計に関する内容のみを扱っており、学習者の認識としても協同そのものについて学習していたという認識はほぼなかったと推測される。したがって、科目内容に加えて協同の技法や精神・原理についても授業内容として扱った場合には、また異なる結果が得られる可能性もある。また、本研究で対象とした授業は、授業の後半で区間推定や統計的仮説検定の考え方、そして t 検定など推測統計の内容を扱っており、初学者にとっては学習内容の難易度も高かったことが考えられる。このような学習内容の質や難易度による問題が影響したことも可能性として考えられる。あるいは、前節で論じたように本研究では測定していなかった行動が影響力をもつ可能性も考えられる。したがって、この点に関しては今後さらなる検討が必要である。

以上より、本研究では協同作業認識の下位因子について、それぞれ実際の協同的な学習の文脈の中でどのような役割を果たすのかを縦断的な検討から明らかにした。また、協同作業認識の3因子は、それぞれ学習行動の異なる側面に影響することが明らかになった。このような知見は、わが国における協同的な学習の成果を捉える際に頻繁に利用される協同作業認識という概念の機能を実証的に明らかにした点で重要な意義があると考えられる。

4.2. 本研究の限界点と今後の課題

最後に、本研究の限界点と今後の課題として以下の点が挙げられる。まず、本研究では学習行動の指標として授業時間中の取り組み、教えた経験、教えられた経験、そして復習課題への取り組みという4つの指標を用いたものの、これらはいずれも各変数を1項目で捉えた簡略的な指標であった。したがって、本研究は協同作業認識の機能を明らかにする基礎的な研究知見としては意味をもつと考えられるものの、今後はより項目数を増やして妥当性・信頼性を高めたうえで知見を拡張する必要がある。特に、教えた経験や教えられた経験については学業的援助授与 (e.g., 吉田・松浦, 2018) や学業的援助要請 (e.g., 野崎, 2003) など、研究知見が蓄積されている心理学的な概念に置き換えて検討することで、より詳細に協同作業認識の機能について考察することができると考えられる。また、本研究では実際の学業成績やパフォーマンスとの関連は検討することができなかった。協同作業認識と学習行動、そして学業成績との関連や因果プロセスについては、今後さらに検討が必要であると考えられる。

さらに、本研究では、協同的な学習と反転学習とを組み合わせた授業を対象に検討を行ったものの、授業の構造化の程度や授業で扱う内容などが変われば異なる結果が得られる可能性も考えられる。また、本研究で対象とした授業は、新入生を対象にした学科の必修科目であったため、このような科目のカリキュラム上の位置づけが結果に影響した可能性も排除できない。今後は、授業の方法や対象をさらに広げて知見の一般化を検討していく必要がある。

5. 謝 辞

本研究の質問紙への回答にご協力頂きました大学生の皆さまに心より感謝申し上げます。

6. 引用文献

- 中央教育審議会 (2012). 新たな未来を築くための大学教育の質的転換に向けて——生涯学び続け、主体的に考える力を育成する大学へ—— (答申)
- Eccles, J. S. & Wigfield, A. (2020). From expectancy-value theory to situated expectancy-value theory: A developmental, social cognitive, and sociocultural perspective on motivation. *Contemporary Educational Psychology*, 61, 101859.
- Johnson, D. W., Johnson, R. T., & Holubec, E. J. (2002). *Circles of Learning: Cooperation in the Classroom* (5th ed.). Interaction Book Company.
- (ジョンソン, D. W., ジョンソン, R. T., & ホルベック, E. J. 石田裕久・梅原巳代子訳 (2010). 学習の輪——学び合いの協同教育入門—— 二瓶社)
- Johnson, D. W., Johnson, R. T., and Smith, K. A. (1991) *Cooperative learning: Increasing college faculty instructional productivity* (ASHE-ERIC Higher Education Report, No.4). Washington,

- DC: School of Education and Human Development, The George Washington University.
- 甲原定房 (2019). 協同を測る——協同作業認識とその展開—— 日本協同教育学会 (編) 日本の協同学習 (pp. 197-213) ナカニシヤ出版
- 松下佳代 (2015). ディープ・アクティブラーニングへの誘い 松下佳代・京都大学高等教育研究開発推進センター (編) ディープ・アクティブラーニング——大学授業を深化させるために—— (pp. 1-27) 勁草書房
- 長濱文与・安永悟・関田一彦・甲原定房 (2009). 協同作業認識尺度の開発 教育心理学研究, 57, 24-37.
- 中村和彦 (2018). 構成的なラボラトリー方式の体験学習が大学生に及ぼす効果——対人的傾向, 学習観や人間関係観, コミュニケーション・スキルを指標として—— 人間関係研究, 17, 1-23.
- 中西良文・長濱文与 (2019). 日本における協同学習の実証的研究——概観と展望—— 日本協同教育学会 (編) 日本の協同学習 (pp. 157-196) ナカニシヤ出版
- 根上明 (2015). 協同をベースにした体験学習型授業における学生の学習態度の変化——科目「プロジェクト・マネジメント」での実践報告—— 玉川大学工学部紀要, 50, 43-53.
- 日本協同教育学会 (2019) 日本の協同学習 ナカニシヤ出版
- 野崎秀正 (2003). 生徒の達成目標志向性とコンピテンスの認知が学業的援助要請に及ぼす影響 教育心理学研究, 51, 141-153.
- 野崎秀正 (2019). 協同活動に対する信念がグループでの教え合いの効果に及ぼす影響 日本教育工学会論文誌, 43 (Suppl.), 17-20.
- 大山牧子・田口真奈 (2013). 大学におけるグループ学習の類型化——アクティブ・ラーニング型授業のコースデザインへの示唆—— 日本教育工学会論文誌, 37, 129-143.
- Ryan, A. M., & Pintrich, P. R. (1997). "Should I ask for help?": The role of motivation and attitudes in adolescents' help seeking in math class. *Journal of Educational Psychology*, 89, 329-341.
- 島智彦・渡辺雄貴・伊藤稔 (2016). 協同学習の基本技法を用いた数学授業における生徒の協同作業に対する認識の変容 日本教育工学会論文誌, 39, 293-304.
- 篠ヶ谷圭太 (2016). 授業外の学習の指導 自己調整学習研究会 (監修) 岡田涼・中谷素之・伊藤崇達・塚野州一 (編) 自ら学び考える子どもを育てる教育の方法と技術 (pp. 140-156) 北大路書房
- 橘春菜・藤村宣之 (2010). 高校生のペアでの協同解決を通じた知識統合過程 教育心理学研究, 58, 1-11.
- 高比良美詠子・安藤玲子・坂元章 (2006). 縦断調査による因果関係の推定 パーソナリティ研究, 15, 87-102.
- 梅山ひさの・撫尾知信 (2012). 協同学習が児童の社会的スキル及び自己肯定感の向上に及ぼす効果——協同学習におけるペアグループの構成に着目して—— 佐賀大学文化教育学部研究論文集, 17, 1-22.
- 吉田卓司・松浦均 (2018). 高校生の学業的援助授与および抑制態度における検討——達成

目標志向性およびコンピテンスの認知による因果モデルの構築—— 三重大学教育学部研究紀要, 69, 279-289.